

University of Groningen

Trends in de arbeidsmarktpositie van laagopgeleiden

Gesthuizen, Maurice

Published in:
Tijdschrift voor Arbeidsvraagstukken

IMPORTANT NOTE: You are advised to consult the publisher's version (publisher's PDF) if you wish to cite from it. Please check the document version below.

Document Version
Publisher's PDF, also known as Version of record

Publication date:
2008

[Link to publication in University of Groningen/UMCG research database](#)

Citation for published version (APA):
Gesthuizen, M. (2008). Trends in de arbeidsmarktpositie van laagopgeleiden. *Tijdschrift voor Arbeidsvraagstukken*, 24(1), 36.

Copyright

Other than for strictly personal use, it is not permitted to download or to forward/distribute the text or part of it without the consent of the author(s) and/or copyright holder(s), unless the work is under an open content license (like Creative Commons).

The publication may also be distributed here under the terms of Article 25fa of the Dutch Copyright Act, indicated by the "Taverne" license. More information can be found on the University of Groningen website: <https://www.rug.nl/library/open-access/self-archiving-pure/taverne-amendment>.

Take-down policy

If you believe that this document breaches copyright please contact us providing details, and we will remove access to the work immediately and investigate your claim.

Downloaded from the University of Groningen/UMCG research database (Pure): <http://www.rug.nl/research/portal>. For technical reasons the number of authors shown on this cover page is limited to 10 maximum.

Trends in de arbeidsmarktpositie van laagopgeleiden¹

Maurice Gesthuizen*

Wanneer men de arbeidsmarktpositie van diverse opleidingscategorieën bestudeert, besteedt men veelal aandacht aan de kans op werkloosheid versus werkzaamheid. In Nederland blijkt er dan geen sprake te zijn van een structurele verslechtering van de arbeidsmarktpositie van de lager opgeleiden. Dit artikel bouwt voort op voorgaand onderzoek door, ten eerste, een verdere opsplitsing te maken naar werkloosheid, arbeidsongeschiktheid, en werkzaamheid in het huishouden en, ten tweede, ontwikkelingen afzonderlijk te bezien voor mannen, vrouwen, leeftijdscategorieën en etnische groepen. Voor sommige specifieke groepen blijkt de relatieve arbeidsmarktpositie structureel te zijn verslechterd. Voor laagopgeleide vrouwen van 35 tot 44 jaar nam bijvoorbeeld de relatieve kans op werkzaamheid in het huishouden minder snel af dan voor hoogopgeleide vrouwen van 35 tot 44 jaar. Algemene ontwikkelingen voor de gehele groep van lager opgeleiden geven, kortom, geen aanleiding tot overmatige bezorgdheid, maar verdere uitsplitsing laat enkele meer specifieke veranderingen zien in relatieve verschillen tussen laag- en hoogopgeleiden.

Trefwoorden: ongelijkheid, laagopgeleiden, werkloosheid, arbeidsongeschiktheid, huishouden

Inleiding

Onderzoekers en beleidsmakers stellen de laatste jaren weer vaak de vraag in welke mate de arbeidsmarktpositie van lager opgeleiden in absolute en relatieve zin verslechterde (zie bijv. Gesthuizen, 2004; De Beer, 2006; WRR, 2006). Een toenemende economische achterstand is niet alleen onwenselijk met het oog op een zich verdiepende inkomenskloof en de vorming van een economische onderklasse. Bovendien blijkt uit recent onderzoek dat voor lager opgeleiden economische marginalisering leidt tot een verhoogd risico op sociale marginalisering. Lager opgeleiden nemen minder vaak dan hoger opgeleiden deel aan verkiezingen, lezen minder regelmatig de krant, zijn minder vaak lid van maatschappelijke organisaties en verrichten ook minder vaak vrijwilligerswerk, deels onder invloed van hun minder succesvolle beroepsleven (Gesthuizen, 2006).

In de literatuur circuleren diverse verklaringen voor een structureel toenemende onderwijs-ongelijkheid op de arbeidsmarkt. Ten eerste leidt een toenemende vraag naar hooggeschoold werk tot een verslechterende arbeidsmarktpositie voor laagopgeleiden (Juhn, Murphy & Pierce, 1993). *Skill biased technological change* wordt vaak gezien als de belangrijkste drijvende kracht achter de toenemende vraag naar hoogopgeleid personeel (zie ook De Beer, 2006). Berman, Bound & Machin (1998) laten bijvoorbeeld voor tien ontwikkelde landen zien dat binnen sectoren lager geschoold werk wordt vervangen door hoger geschoold werk. Ook binnen bedrijven en beroepen zijn deze tendensen aangetoond. Maurin & Thesmar (2004) stellen voor Frankrijk vast dat door de introductie van nieuwe technologieën routinematige taken worden vervangen door werk waarvoor werknemers in staat moeten zijn om nieuwe producten en diensten te bedenken, op de markt te zetten en te verkopen. Voor West-Duitse bedrijven laat Spitz-Oener (2006) zien dat zich tussen 1979 en 1999 een ontwikkeling voltrok naar meer niet-routinematige analytische en interactieve taken en naar minder routinematige cognitieve en handmatige taken. 85% van deze veranderingen kan worden toegeschreven aan taakverschuivingen *binnen* beroepen. Overigens krijgt ook het idee van een zich polariserende arbeidsmarkt tegenwoordig steeds meer bijval (Autor, Katz & Kearny,

* Maurice Gesthuizen werkt bij de sectie Methoden & Technieken van de Radboud Universiteit Nijmegen. Correspondentieadres: Radboud Universiteit, FSW, Methoden & Technieken, Postbus 9104, 6500 HE Nijmegen, e-mail: M.Gesthuizen@maw.ru.nl.

2006; De Beer, 2006). Een toenemend aandeel banen van hoog niveau leidt tot een groeiend aandeel simpel dienstverlenend werk, terwijl de vervangbaarheid van werk zich juist in het midden voordoet. In Nederland groeien elementaire beroepsgroepen als kantoorhulp, inpakkers en colporteurs, terwijl beroepsgroepen op vmbo-niveau als productiemedewerkers, mechanische operators, confectiearbeiders en weg- en waterbouwkundige arbeiders juist krimpen (De Grip & Dijkman, 2004).

Ten tweede leiden ook veranderingen in het aanbod van opleidingscategorieën mogelijk tot een verslechterende positie voor werknemers met weinig kwalificaties. Als het aandeel hogeschoolden sneller toeneemt dan de werkgelegenheid in de bovenste arbeidsmarktsegmenten, dan is de kans aanwezig dat laagopgeleiden om de lagere banen moeten gaan concurreren met een groter aantal hoger opgeleiden. Deze concurrentieslag wordt doorgaans verloren (Arrow, 1973; Thurow, 1975), waardoor lager opgeleiden van de arbeidsmarkt worden verdrongen door hoger opgeleiden (zie voor Nederland o.a. Van Ours & Ridder, 1995; Groot & Maassen van den Brink, 2000; Wolbers, De Graaf & Ultee, 2001; Gautier et al., 2002; Gesthuizen, 2004; De Beer, 2006). De verdringingshypothese krijgt veel empirische bijval in Nederland en andere westerse landen, zeker in tijden van laagconjunctuur (zie bijv. Wolbers, 2000; Pollmann-Schult, 2005).

Een relatief nieuwe hypothese is, ten derde, dat verslechterende arbeidsmarktkansen het gevolg zijn van ongunstige veranderingen in de samenstelling van de groep (Solga, 2002). Tijdens de onderwijsexpansie bleven vooral kinderen uit de lagere sociaaleconomische en culturele klassen, met gescheiden ouders of uit gezinnen die anderszins onderhevig waren aan stressvolle omstandigheden, vaak laagopgeleid. Voor West-Duitsland en Nederland bestaan er inmiddels enkele empirische studies die aantonen dat de samenstelling van de groep laagopgeleiden aan ongunstige veranderingen onderhevig is geweest (Gesthuizen & Kraaykamp, 2002; Solga, 2002; Gesthuizen, De Graaf & Kraaykamp, 2005), waardoor werkgevers tegenwoordig mogelijk minder welwillend staan tegenover deze groep dan voorheen.

Genoemde verklaringen leiden alle tot de verwachting dat verschillen in de arbeidsmarktpositie tussen lager en hoger opgeleiden in de loop van de tijd structureel zijn toegenomen, ten nadele van de minst gekwalificeerden. Het is daarom ook verrassend dat recent onderzoek voor Nederland laat zien dat hoewel lager opgeleiden een beduidend minder gunstige arbeidsmarktpositie bekleden dan hoger opgeleiden, deze enkel verslechtert onder invloed van een neergaande conjunctuur, en niet aan structurele ontwikkelingen onderhevig is geweest (De Beer, 2006). Zo blijkt dat tussen 1975 en 2004 laaggeschoolden (vmbo/mavo) een gemiddeld twee keer zo grote kans, en ongediplomeerden (enkel basisonderwijs) een gemiddeld drie keer zo hoge kans hebben op werkloosheid versus werkzaamheid dan hogeschoolden (havo en hoger). Maar hoewel de risico's tijdens economische laagconjunctuur sterk toenemen, gaat een economische opleving ook weer hand in hand met even sterk afnemende verschillen. Ook verschillen in nettoparticipatie tussen lager en hoger opgeleiden laten weinig ruimte voor de conclusie dat de economische opleidingsverschillen structureel zijn toegenomen. In 1975 hadden laaggeschoolden een 76% kleinere kans op arbeidsparticipatie dan hogeschoolden, in 2004 was dat 79%. Voor ongeschoolden was deze kans op arbeidsdeelname in 1975 83% lager, en in 2004 88%.

Dit artikel heeft als doel de analyses van De Beer (2006) verder te verdiepen, door (1) een verdere opsplitsing te maken naar werkloosheid, arbeidsongeschiktheid, en werkzaamheid in het huishouden, en (2) ontwikkelingen afzonderlijk te bezien voor mannen, vrouwen, leeftijdscategorieën en etnische groepen. Het is immers mogelijk dat verslechterende arbeidsmarktkansen van lager opgeleiden aan het licht komen door naast werkloosheid

ook andere vormen van inactiviteit te bestuderen. Bekend is bijvoorbeeld dat zich onder andere inactieve groepen, zoals de arbeidsongeschikten en zij die werkzaam zijn in het eigen huishouden, ook verborgen werkloosheid bevindt. Zo is de WAO in economisch slechte tijden lange tijd een alternatieve route geweest om de arbeidsmarkt te verlaten, en vloeien mensen zonder noemenswaardig arbeidsverleden terug naar het eigen huishouden wanneer ze hun baan moeten of willen opgeven. Het is niet onwaarschijnlijk dat dit (specifieke groepen) lager opgeleiden meer ten deel valt dan (specifieke groepen) hoger opgeleiden. Bovendien hoeven ontwikkelingen voor specifieke maatschappelijke groepen niet in de pas te lopen met de algemene trend. Zo blijkt bijvoorbeeld voor lager opgeleide 25-34-jarige mannen de relatieve kans op werkzaamheid versus inactiviteit tussen 1977 en 1998 te zijn afgenomen (Gesthuizen, 2004). Dit duidt erop dat zij de overstap van school naar werk tegenwoordig moeilijker maken dan vroeger.

Dit artikel poogt, kortom, een verdiepend empirisch beeld te schetsen van een mogelijke toenemende economische tweedeling tussen lager en hoger opgeleiden door onderscheid te maken naar verschillende vormen van inactiviteit (werkloosheid, arbeidsongeschiktheid en werken in het huishouden) en naar mannen, vrouwen, leeftijdscategorieën en etnische groepen. Hiertoe wordt gebruikgemaakt van multivariate trendmodellen, waarin veranderingen tussen 1992 en 2005 in opleidingsongelijkheid op de arbeidsmarkt zo veel mogelijk worden uitgezuiverd voor conjuncturele ontwikkelingen.

Data, variabelen en methode

In dit artikel wordt gebruikgemaakt van de jaren 1992 tot en met 2005 (voor de analyses waarin etniciteit voorkomt 1996 tot en met 2005) van de *Enquête Beroepsbevolking* van het Centraal Bureau voor de Statistiek en worden deze gekoppeld, zodat één grote dataset ontstaat waarop de trendanalyses kunnen worden uitgevoerd.² Door deze koppeling worden 839.912 respondenten in de analyses betrokken (voor etnische herkomst berusten de analyses op 546.003 waarnemingen). Door dit grote aantal en de vergelijkbare wijze van dataverzameling door de jaren heen, is dit bestand uitermate geschikt om krachtige trendanalyses uit te voeren.

De *afhankelijke variabele* in alle analyses is de *arbeidsmarktpositie* van de respondent. Ten eerste kan men werkzaam zijn in een baan van 12 uur of meer per week. Dit is de officiële CBS-definitie van werkzaamheid. Werkloosheid, ten tweede, is eveneens vastgesteld volgens CBS-begrippen. Men dient dus ingeschreven te staan bij het CWI, op korte termijn beschikbaar te zijn voor een baan van minimaal 12 uur per week, en actief op zoek te zijn naar werk. Voldoet men niet aan deze eisen van werkzaamheid of werkloosheid, dan is de zelf aangegeven belangrijkste bezigheid gebruikt om inactiviteit verder in te delen. Mensen kunnen, ten derde, aangeven dat ze arbeidsongeschikt zijn. Mensen die aangeven in het huishouden werkzaam te zijn of vrijwilligerswerk te doen, vormen tezamen de laatste categorie van deze variabele. Schoolgaanden, gepensioneerden en personen die werkzaam zijn in banen van minder dan 12 uur per week, zijn uit de analyses verwijderd.

Een beperkt aantal metingen wordt meegenomen als *onafhankelijke variabelen*. Allereerst is dit het *hoogst voltooide opleidingsniveau*, opgedeeld in enkel basisonderwijs, lager secundair onderwijs (vbo/mavo), hoger secundair onderwijs (havo/vwo/mbo) en tertiair onderwijs (hbo/wo). In de analyses geldt de categorie 'basisonderwijs' steeds als referentie. *Geslacht* bestaat uit de categorieën 'mannen' en 'vrouwen' en eerstgenoemde is de referentiegroep. *Leeftijd* is ingedeeld in vijf groepen, te weten 15-24-jarigen, 25-34-jarigen, 35-44-jarigen, 45-54-jarigen en 55-64-jarigen, waarbij eerstgenoemde groep fungeert als referentiecategorie. In de analyses die betrekking hebben op de jaren 1992-2005 nemen we geen meting mee voor *etnische herkomst*. Voor 1996-2005 gebeurt dat wel. De officiële CBS-definitie

wordt aangehouden, waardoor de volgende groepen ontstaan: autochtonen (bovendien referentiegroep), Turken, Marokkanen, Surinamers, Antillianen, overige niet-westerse allochtonen (de westerse allochtonen laten we buiten beschouwing). *Jaar van meting* komt in de analyse door 1992 van het betreffende jaar af te trekken en vervolgens te delen door 10. Hierdoor varieert deze meting tussen 0 (1992) en 1.3 (2005) en betekent de toename van één eenheid op deze schaal de verandering die zich in een decennium heeft voorgedaan. Aangezien veranderingen tussen 1992 en 2005 niet gelijkmatig hoeven te verlopen, is ook de variabele *jaar van meting gekwadrateerd* aan de analyses toegevoegd. Om te controleren voor de conjunctuur wordt het werkloosheidspercentage in het jaar van meting opgenomen (CBS: statline). Deze variabele varieert van 3,4% in 2002 tot 8,5% in 1995. Ook van deze variabele is het kwadraat opgenomen in het model.

Omdat de afhankelijke variabele van niet-geordende categorische aard is, wordt er een serie van *multinomiale logistische regressies* uitgevoerd. Steeds zetten we de categorieën die betrekking hebben op inactiviteit af tegen reguliere werkzaamheid. Hierdoor ontstaan drie deelvergelijkingen: werkloosheid versus werkzaamheid, arbeidsongeschiktheid versus werkzaamheid, en werkend in het huishouden versus werkzaamheid. Toevoeging van de hiervoor genoemde onafhankelijke variabelen opleiding, geslacht en leeftijd, geeft weer in welke mate de kans op een vorm van inactiviteit versus werkzaamheid verschilt voor de ene groep in vergelijking met de andere.

Trends in de arbeidsmarktpositie van opleidingscategorieën komen tot uiting door in het model twee typen interactievariabelen mee te nemen. In de eerste plaats is dit de interactie tussen het hoogst behaalde opleidingsniveau en het werkloosheidspercentage in het jaar van meting. Wanneer de interactie tussen tertiair onderwijs en werkloosheid (zie tabel 1: huishouden; -0.04) negatief en significant is, dan betekent dit dat bij een hoog werkloosheidspercentage academici minder snel in het huishouden terecht komen dan mensen met een basisopleiding. De tweede interactie is die tussen het jaar van meting en het hoogst behaalde opleidingsniveau. Deze geeft de trend in verschillen in arbeidsmarktkansen tussen opleidingscategorieën weer over de tijd. Hebben academici een kleinere kans om in het huishouden te werken (zie tabel 1: -1,02) en is de interactie bovendien negatief (zie tabel 1: -0,06, echter, in dit geval niet significant), dan wordt de relatieve kans dat lager opgeleiden in het huishouden werkzaam zijn steeds groter. Omdat gecontroleerd is voor het werkloosheidspercentage en de interactie hiervan met opleiding, nemen we aan dat deze tweede interactie mag worden geïnterpreteerd als de structurele ontwikkeling in de verschillen tussen de opleidingscategorieën in de onderzochte periode. We laten alle relevante interactie-effecten zien in tabel 1 tot en met 4. Vanaf tabel 2 zijn de trendvergelijkingen apart geschat voor diverse sociale categorieën. Hier en daar zetten we de resultaten van het model om in figuren (1 tot en met 6) met geschatte kansen, om de meest interessante resultaten wat inzichtelijker te maken.

Algemene veranderingen in de arbeidsmarktpositie van lager opgeleiden

De coëfficiënten in de kolom 'werkloosheid' van tabel 1 laten zien dat de grotere kans op werkloosheid van personen met enkel basisonderwijs maar aan weinig veranderingen onderhevig is geweest. Voor alle opleidingsgroepen is er een structureel dalende en met de conjunctuur schommelende werkloosheidskans. De afstand tussen de opleidingsgroepen blijft evenwel ongeveer gelijk. Ten tijde van laagconjunctuur worden de personen met basisonderwijs iets sterker dan de lager secundair opgeleiden richting werkloosheid geduwd. Het verschil in de kans op werkloosheid tussen mensen met basisonderwijs en hoger secundair opgeleiden is tussen 1992 en 2005 verminderd.

De resultaten voor de relatieve kans op arbeidsongeschiktheid (tabel 1) laten voor iedere opleidingsgroep behalve de tertiair opgeleiden een gemiddelde stijging zien tot 2002. Na 2002, mogelijk als gevolg van de Wet Poortwachter, nemen de risico's op arbeidsongeschiktheid af voor mensen met basisschool, een lagere secundaire opleiding of een hogere secundaire opleiding. Voor tertiair opgeleiden blijft de kans echter licht stijgen.

De relatieve kans op werkzaamheid in het eigen huishouden, tot slot, daalde tussen 1992 en 2005 voor iedere opleidingsgroep met min of meer dezelfde snelheid. Wel zien we dat ten tijde van hoge werkloosheid hoger opgeleiden minder vaak dan lager opgeleiden in het huishouden belanden. Al met al laten deze algemene resultaten geen patroonmatige toenevende economische achterstand zien voor lager opgeleiden, en stroken ze daarmee met de conclusie van De Beer (2006).

Tabel 1 Trends in de kans op werkloosheid, arbeidsongeschiktheid en werken in het eigen huishouden versus werkzaamheid in een baan van minimaal 12 uur, multinomiale logistische regressie, ongestandaardiseerde regressiecoëfficiënten, 1992-2005

| | werkloosheid | arbeidsongeschiktheid | huishouden |
|--------------------------------------|--------------|-----------------------|------------|
| constante | -4.34** | -2.02** | -9.16** |
| basisschool (ref) | | | |
| lager secundair onderwijs | -0.18 | -1.17** | -0.72** |
| hoger secundair onderwijs | -0.47** | -1.15** | -0.48** |
| tertiair onderwijs | -0.71** | -1.98** | -1.02** |
| man (ref) | | | |
| vrouw | 0.91** | 0.21** | 3.99** |
| 15-24 jaar (ref) | | | |
| 25-34 jaar | -0.13** | 0.26** | 1.26** |
| 35-44 jaar | -0.23** | 0.55** | 1.28** |
| 45-54 jaar | -0.54** | 1.28** | 1.62** |
| 55-64 jaar | -0.85** | 2.65** | 3.33** |
| (jaar-1992)/10 | -0.43** | -0.33** | -0.38** |
| ((jaar-1992)/10) ² | 0.22** | 0.35** | -0.34** |
| werkloosheidspercentage | 0.27** | -0.24** | 0.19** |
| werkloosheidspercentage ² | -0.01 | 0.01** | -0.01** |
| basisschool * werkloosheid (ref) | | | |
| lager secundair * werkloosheid | -0.06** | 0.01 | -0.03* |
| hoger secundair * werkloosheid | -0.02 | 0.00 | -0.03** |
| tertiair * werkloosheid | -0.01 | 0.02 | -0.04** |
| basisschool * jaar (ref) | | | |
| lager secundair * jaar | -0.14~ | 0.08 | -0.06 |
| hoger secundair * jaar | 0.14* | 0.11* | 0.05 |
| tertiair * jaar | -0.07 | 0.34** | -0.06 |
| Aantal respondenten | 839.912 | | |
| Nagelkercke R ² | 48,9 % | | |

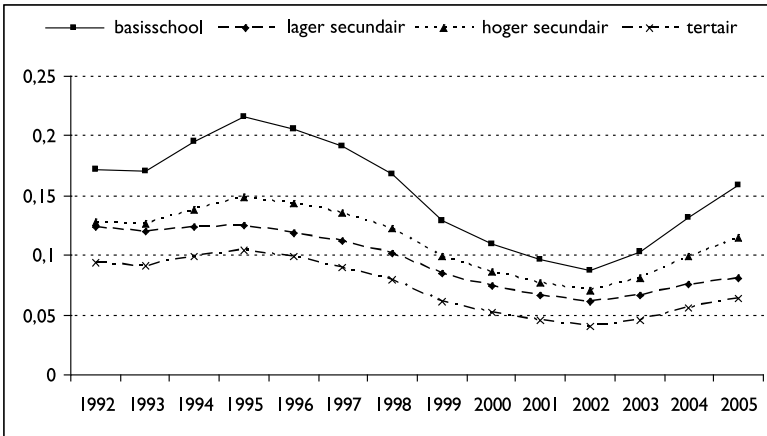
** p < 0.01; * p < 0.05; ~ p < 0.10.

Bron: CBS (Enquête Beroepsbevolking 1992-2005)

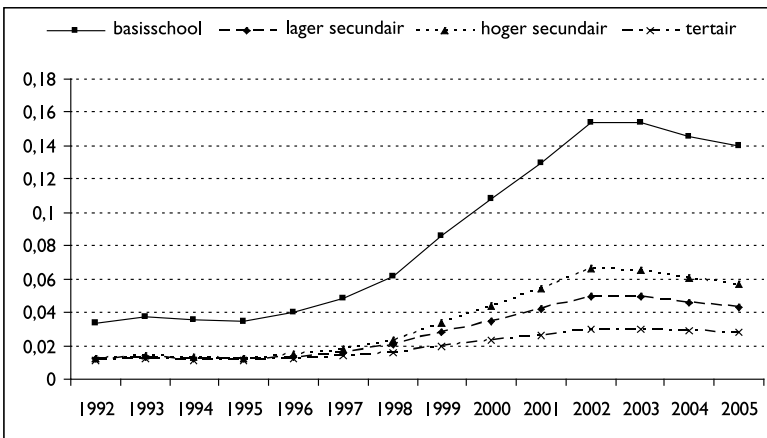
Veranderingen in de arbeidsmarktpositie van lager opgeleiden voor mannen en vrouwen

Hoe zit dat met het verschil tussen mannen en vrouwen? Tabel 2 geeft de trendschattingen, waarin we de relevante resultaten ‘gekanteld’ presenteren ten opzichte van tabel 1. De constante is steeds weergegeven, alsmede de hoofdeffecten van opleiding en het jaar van meting, en de interacties van deze variabele met het werkloosheidspercentage en het jaar van meting.

Figuur 1 De geschatte kans op werkloosheid (versus werkzaamheid in een baan van minimaal 12 uur), vrouwen



Figuur 2 De geschatte kans op arbeidsongeschiktheid (versus werkzaamheid in een baan van minimaal 12 uur), vrouwen

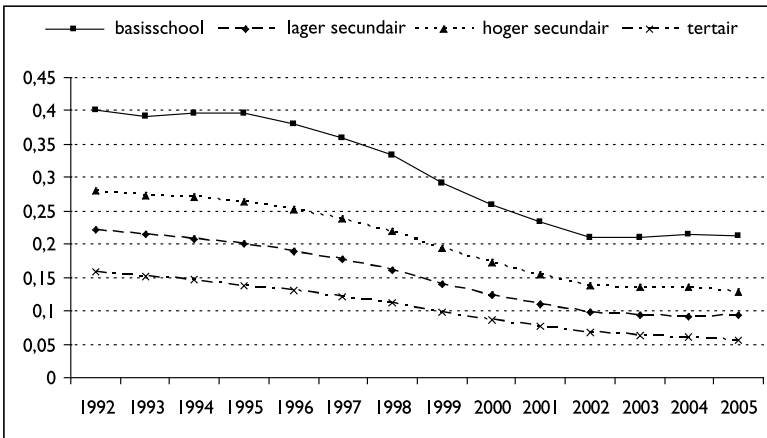


Tabel 2 Trends in de kans op werkloosheid, arbeidsongeschiktheid en werken in het eigen huishouden versus werkzaamheid in een baan van minimaal 12 uur naar geslacht, multinomiale logistische regressie, ongestandaardiseerde regressiecoëfficiënten, 1992-2005

| | constante | jaar | lager secundair | hoger secundair | tertiair | werkloos- heid* secundair | | werkloos- heid* hoger secundair | | werkloos- heid* tertiair | | jaar* lager secundair | | jaar* hoger secundair | | jaar* tertiair | |
|---------|-------------------|---------|--------------------|--------------------|----------|---------------------------------|---------|--|---------|--------------------------------|---------|-----------------------------|--------|-----------------------------|---------|-------------------|---------|
| | | | | | | | | | | | | | | | | | |
| mannen | werkloos | -2.48** | -0.79** | -0.55* | -1.10** | -0.97** | -0.02 | 0.01 | 0.04 | 0.04 | -0.03 | -0.24** | 0.07 | 0.14* | 0.09 | 0.65** | 0.02 |
| | arbeidsongeschikt | -2.14** | -0.41** | -1.22** | -1.37** | -2.36** | 0.05* | 0.03* | 0.04 | 0.04 | 0.04 | 0.04 | 0.04 | 0.14* | 0.09 | 0.65** | 0.02 |
| | huishouden | -4.77** | 0.06 | -0.98** | -0.55* | -0.70~ | 0.05 | -0.08* | 0.01 | 0.01 | 0.22 | 0.22 | 0.09 | 0.09 | 0.02 | 0.02 | 0.02 |
| vrouwen | werkloos | -3.35** | -0.11 | 0.21 | -0.04 | -0.42~ | -0.09** | -0.05* | -0.04 | -0.04 | -0.29** | -0.02 | -0.24* | -0.02 | -0.47** | -0.19** | -0.19** |
| | arbeidsongeschikt | -2.20** | 1.01** | -1.10** | -0.89** | -1.50** | 0.01 | -0.02 | 0.06~ | 0.06~ | -0.17 | 0.02 | 0.02 | 0.02 | 0.02 | -0.47** | -0.19** |
| | huishouden | -1.25 | -0.33** | -0.62** | -0.37** | -0.95** | -0.04** | -0.03* | -0.05** | -0.05** | -0.17** | -0.05 | -0.05 | -0.05 | -0.05 | -0.19** | -0.19** |

** p < 0.01, * p < 0.05, ~ p < 0.10

Bron: CBS (Enquête Beroepsbevolking 1992-2005).

Figuur 3 De geschatte kans op werkzaamheid in het huishouden (versus werkzaamheid in een baan van minimaal 12 uur), vrouwen

Voor mannen bevestigt tabel 2 de conclusies die ook al werden getrokken op basis van de totale bevolking. Verschillen tussen opleidingsgroepen in de relatieve kans op werkloosheid blijven min of meer stabiel onder invloed van zowel de conjunctuur als structurele ontwikkelingen. Voor mannen met enkel basisschool nam de relatieve kans op arbeidsongeschiktheid zo goed als de hele periode af, waardoor de verschillen tussen opleidingsgroepen scherp zijn verminderd. Mannen werken, tot slot, onder alle omstandigheden maar weinig in het huishouden en dat geldt voor zowel hoog- als laagopgeleiden.

Voor vrouwen gelden andere patronen. Onder laagconjunctuur worden laagopgeleide vrouwen meer dan hoogopgeleide vrouwen geconfronteerd met werkloosheid, en ook in structurele zin nam het relatieve verschil in de kans op werkloosheid toe tussen lager en hoger opgeleide vrouwen. Figuur 1 laat dit zien. Voor vrouwen steeg bovendien de relatieve kans op arbeidsongeschiktheid (figuur 2) voor alle opleidingsgroepen, maar voor vrouwen met enkel basisonderwijs sneller dan voor hoogopgeleide vrouwen. En hoewel, tot slot, voor alle opleidingsgroepen de kans op werkzaamheid in het eigen huishouden daalde, was dit in sterkere mate het geval voor de vrouwen met een hoger diploma dan met enkel basisonderwijs (zie figuur 3).

Veranderingen in de arbeidsmarktpositie van lager opgeleiden voor jongeren en ouderen

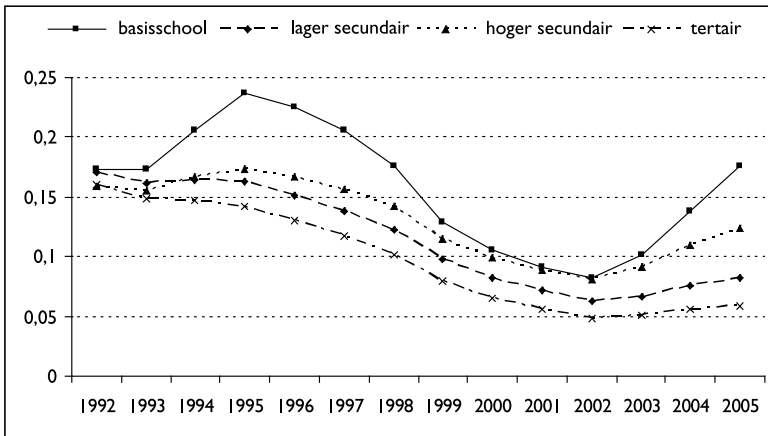
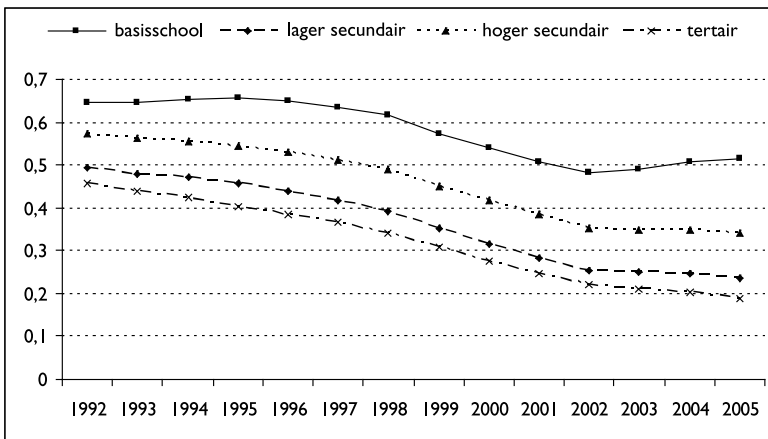
Bij de verschillende leeftijdsgroepen (tabel 3 en figuur 4 en 5) zijn er interessante structurele ontwikkelingen in de leeftijdsgroepen 25-34 en 35-44 jaar, en in de oudste leeftijdscategorie (55-64 jaar). Als we met de laatste beginnen, dan zien we dat de verschillen in de kans op arbeidsongeschiktheid afnemen tussen de opleidingsgroepen (niet gepresenteerd in een figuur). Ook de relatieve kans op werkzaamheid in het huishouden laat afnemende verschillen zien tussen opleidingscategorieën. Deze bevinding is echter misleidend, want als de resultaten voor deze leeftijdsgroep worden berekend voor mannen en vrouwen apart, dan nemen de verschillen voor mannen inderdaad af, maar voor vrouwen nemen ze toe.

Tabel 3 Trends in de kans op werkloosheid, arbeidsongeschiktheid, en werken in het eigen huishouden versus werkzaamheid in een baan van minimaal 12 uur naar leeftijd, multinomiale logistische regressie, ongestandaardiseerde regressiecoëfficiënten, 1992-2005

| | constante | jaar | lager secundair | hoger secundair | tertiair | werkloos- heid* lager secundair | werkloos- heid* hoger secundair | werkloos- heid* tertiair | jaar* lager secundair | jaar* hoger secundair | jaar* tertiair |
|-------------------|-----------|---------|--------------------|--------------------|----------|--|--|--------------------------------|-----------------------------|-----------------------------|-------------------|
| 15-24 jaar | | | | | | | | | | | |
| werkloos | -2.83** | -1.18** | 0.04 | -0.82** | -1.15** | -0.13** | -0.01 | 0.02 | -0.18 | -0.03 | -0.12 |
| arbeidsongeschikt | -3.46** | 0.02 | -0.58 | -1.72** | -1.43~ | -0.12~ | -0.05 | -0.12 | -0.11 | -0.09 | 0.15 |
| huishouden | -7.50** | -0.50~ | -1.92** | -1.87** | -2.40** | 0.02 | 0.02 | 0.03 | 0.12 | 0.23 | 0.44~ |
| 25-34 jaar | | | | | | | | | | | |
| werkloos | -4.02** | -0.52** | -0.60~ | -0.98** | -1.26** | -0.05 | -0.01 | 0.02 | 0.01 | 0.32** | 0.06 |
| arbeidsongeschikt | -2.77** | 0.55~ | -1.21** | -1.23** | -1.32** | -0.01 | -0.06 | -0.05 | 0.17 | 0.39* | -0.17 |
| huishouden | -7.68** | -0.75** | -0.52* | -0.52** | -1.08** | -0.07* | -0.03 | -0.06* | -0.31** | -0.28** | -0.29* |
| 35-44 jaar | | | | | | | | | | | |
| werkloos | -5.40** | -0.31** | 0.11 | -0.17 | 0.00 | -0.05 | -0.04 | -0.04 | -0.56** | -0.15 | -0.71** |
| arbeidsongeschikt | -2.34** | 0.08 | -0.58~ | -0.83** | -1.96** | -0.08~ | -0.03 | 0.05 | -0.26 | -0.17 | -0.05 |
| huishouden | -7.94** | -0.20~ | -0.59** | -0.28~ | -0.57** | -0.02 | -0.03 | -0.04 | -0.36** | -0.25** | -0.48** |
| 45-54 jaar | | | | | | | | | | | |
| werkloos | -5.63** | 0.09 | -0.23 | -0.50~ | -0.31 | 0.01 | -0.01 | -0.00 | -0.11 | 0.20 | 0.01 |
| arbeidsongeschikt | -0.74** | -0.29~ | -1.28** | -1.06** | -2.03** | 0.05 | 0.02 | 0.05 | -0.02 | 0.08 | 0.33~ |
| huishouden | -7.81** | -0.25* | -0.55** | -0.20 | -0.74** | -0.03 | -0.03~ | -0.05 | -0.17* | -0.04 | -0.29* |
| 55-64 jaar | | | | | | | | | | | |
| werkloos | -5.14** | -0.03 | 0.57 | 0.06 | 1.09 | -0.10 | -0.09 | -0.19 | -0.36 | 0.03 | -0.18 |
| arbeidsongeschikt | 1.10 | -0.74** | -1.38** | -1.15** | -2.49** | 0.05 | 0.01 | 0.07 | 0.29** | 0.24** | 0.53** |
| huishouden | -6.05** | -0.36* | -0.79** | -0.53** | -1.20** | -0.02 | -0.06** | -0.08 | 0.27** | 0.50** | 0.05 |

*** p < 0.01, * p < 0.05, ~ p < 0.10

Bron: CBS (Enquête Beroepsbevolking 1992-2005)

Figuur 4 De geschatte kans op werkloosheid (versus werkzaamheid in een baan van minimaal 12 uur), 35-44-jarige vrouwen**Figuur 5 De geschatte kans op werkzaamheid in het huishouden (versus werkzaamheid in een baan van minimaal 12 uur), 35-44-jarige vrouwen**

Dit geldt eveneens voor de belangrijkste structurele ontwikkelingen die we vinden voor de leeftijdscategorieën van 25-34 en van 35-44 jaar. Wat werkloosheid betreft (zie tabel 3 en figuur 4) zijn de relatieve opleidingsverschillen toegenomen. Voor hoogopgeleide vrouwen daalde deze kans, voor ongediplomeerde vrouwen in deze leeftijdsgroep bereikte het percentage in 2005, na hevige conjuncturele schommelingen, weer hetzelfde hoge percentage van ongeveer 18% in 1992. De structurele relatieve verschillen in de kans op werkloosheid namen dus toe voor vrouwen in de leeftijdsgroep van 35 tot 44 jaar. Voor mannen was dat niet het geval.

Tabel 3 laat bovendien zien dat deze relatieve verschillen eveneens toenamen voor de kans op werkzaamheid in het eigen huishouden voor vrouwen in de leeftijdscategorieën van 25-34 en 35-44 jaar: voor hoogopgeleide vrouwen daalde deze kans sneller dan voor laagopgeleide vrouwen. Figuur 5 laat de geschatte kansen zien voor vrouwen van 35 tot en met 44

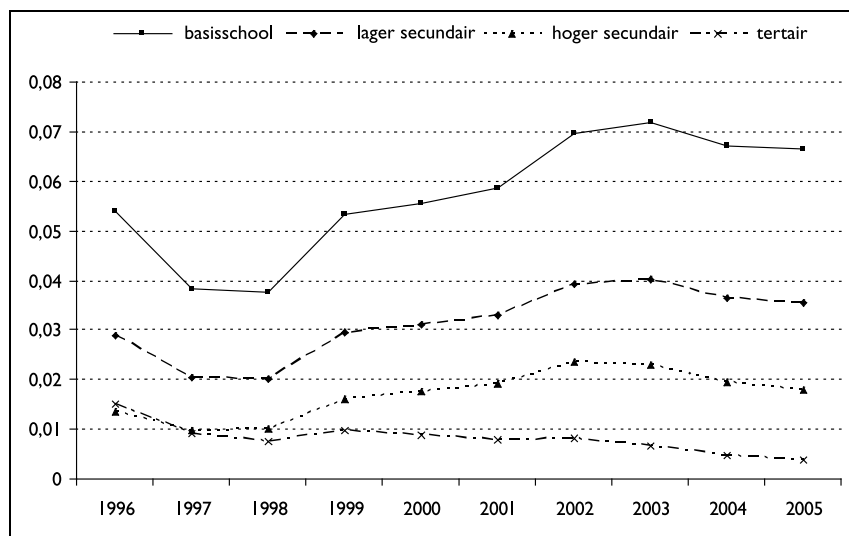
jaar en is exemplarisch voor alle vrouwen in de leeftijd tussen 25 en 64 jaar. Voor mannen in deze leeftijdsgroepen vinden we dergelijke toenemende verschillen tussen opleidingscategorieën niet.

Veranderingen in de arbeidsmarktpositie van lager opgeleiden voor etnische groepen

Tabel 4 en figuur 6 tonen de resultaten voor de uitsplitsing naar etniciteit. Het eerste wat opvalt is dat er maar weinig interacties significant zijn. Hoogstwaarschijnlijk komt dit, ondanks de grote databestanden, door een tekort aan kracht in de analyses. Wel blijkt dat onder invloed van laagconjunctuur de verschillen in de kans op werkloosheid versus werkzaamheid groter worden tussen tertiair opgeleide Antillianen en Antillianen met basisonderwijs. Ook zien we dat onder de overige niet-westerse allochtonen de verschillen in de kans op werkzaamheid in het eigen huishouden tussen de laagst en hoogst opgeleiden toenemen tijdens laagconjunctuur, ten nadele van eerstgenoemden.

De interacties met jaar van meting laten zien dat, wat betreft de kans op werkzaamheid in het eigen huishouden, de verschillen zijn afgenomen tussen personen met enkel basisonderwijs en hoger secundair onderwijs, voor mensen van Turkse, Marokkaanse, Surinaamse en Antilliaanse afkomst. Deze bevinding kan mogelijk worden opgevat als een toename in de arbeidsparticipatie, die bovengemiddeld op het conto komt van de lager opgeleide niet-westerse allochtonen. Overigens is het opvallend dat we voor verschillen tussen academisch opgeleiden en mensen met enkel basisschool geen significant veranderende verschillen vinden. Dit heeft waarschijnlijk veel te maken met het feit dat er nog maar relatief weinig niet-westerse allochtonen zijn met een hbo-diploma of hoger, zeker in 1996.

Figuur 6 De geschatte kans op arbeidsongeschiktheid (versus werkzaamheid in een baan van minimaal 12 uur), Turken



Tabel 4 Trends in de kans op werkloosheid, arbeidsongeschiktheid, en werken in het eigen huishouden versus werkzaamheid in een baan van minimaal 12 uur naar etniciteit, multinomiale logistische regressie, ongestandaardiseerde regressiecoëfficiënten, 1996-2005

| | constante | jaar | lager secundair | hoger secundair | tertiair | werkloosheid* lager secundair | werkloosheid* hoger secundair | werk- loosheid* tertiair | jaar* lager secundair | jaar* hoger secundair | jaar* tertiair |
|-------------------|-----------|----------|--------------------|--------------------|----------|-------------------------------------|-------------------------------------|--------------------------------|-----------------------------|-----------------------------|-------------------|
| autochtonen | -1.77** | -5.71** | -0.51* | -1.18** | -1.22** | -0.01 | 0.01 | 0.02 | 0.10 | 0.18 | -0.21 |
| arbeidsongeschikt | -0.98~ | -4.05** | -0.70** | -1.39** | -2.26** | -0.03 | -0.02 | 0.01 | -0.06 | -0.06 | -0.13 |
| huishouden | -4.62** | -1.55** | -0.42** | -1.37** | -2.25** | -0.03* | -0.03* | -0.03* | 0.14* | 0.29** | 0.22** |
| Turks | -3.22 | 1.21 | 0.69 | -0.85 | -0.26 | -0.07 | 0.05 | -0.04 | -0.52 | -0.05 | -0.12 |
| arbeidsongeschikt | 5.16~ | -16.74** | -0.52 | -0.82 | -0.16 | -0.02 | -0.07 | -0.05 | -0.03 | -0.07 | -1.90~ |
| huishouden | -5.31** | 1.76 | -0.79 | -2.35** | -1.05 | -0.03 | 0.04 | -0.25 | 0.05 | 0.58~ | -0.08 |
| Marokkaans | 0.13 | -8.90 | 0.48 | -0.79 | -1.04 | -0.02 | -0.05 | -0.17 | 0.41 | 0.41 | 0.70 |
| arbeidsongeschikt | 1.01 | -9.33 | -2.25* | -1.83~ | 0.87 | 0.08 | -0.05 | -0.18 | 1.02~ | 0.80 | -2.58 |
| huishouden | -0.33 | -11.22~ | -1.79* | -3.32** | -3.30~ | 0.05 | 0.03 | 0.10 | 0.40 | 1.08* | -0.33 |
| Surinaams | -0.98 | -8.00 | 0.07 | -2.18* | 0.38 | -0.12 | 0.05 | -0.23 | 0.29 | 1.01* | -0.65 |
| arbeidsongeschikt | 4.17 | -17.01~ | -0.75 | -1.93* | -2.79* | -0.10 | 0.05 | 0.03 | 0.49 | 0.07 | 0.54 |
| huishouden | -1.07 | -5.27 | -1.64* | -2.65** | -1.06 | 0.05 | 0.02 | -0.24~ | 0.78~ | 1.06* | -0.05 |
| Antilliaans | 2.56 | -15.11~ | 0.00 | -0.16 | 1.58 | -0.16 | -0.20 | -0.45* | 0.51 | 0.14 | -0.80 |
| arbeidsongeschikt | -12.70~ | 23.66 | 0.83 | -1.78 | -3.03 | -0.24 | 0.05 | 0.02 | -0.71 | -0.34 | 0.16 |
| huishouden | -0.31 | -7.92 | -2.43* | -4.70** | -5.08** | 0.09 | 0.27~ | 0.14 | 1.01 | 1.17~ | 1.25 |
| overig | -0.42 | -6.39 | 0.43 | -0.05 | 0.69 | -0.10 | -0.07 | -0.15 | 0.12 | 0.18 | -0.10 |
| niet- Westers | -5.04 | 2.44 | -2.13* | -0.51 | -1.76 | 0.21~ | -0.06 | 0.06 | 0.29 | -0.09 | -0.20 |
| huishouden | -2.69 | -3.88 | -0.21 | -0.70 | 0.76 | -0.05 | -0.04 | -0.20** | -0.31 | -0.18 | -1.11** |

** p < 0.01, * p < 0.05, ~ p < 0.10

Bron: CBS (Enquête Beroepsbevolking 1996-2005)

Ten tweede zien we voor Surinamers toenemende verschillen tussen ongediplomeerden en hoger secundair opgeleiden in de kans op werkloosheid versus werkzaamheid. Voor ongediplomeerde, lager secundair opgeleide en hoger secundair opgeleide Surinamers daalde het geschatte werkloosheidspercentage tot 2002, waarna het weer steeg (gegevens niet gepresenteerd). Voor de tertiair opgeleide Surinamers daarentegen bleef het werkloosheidspercentage ook ná 2002 licht dalen, waardoor de trends voor hoog- en laagopgeleide Surinamers divergeerden.

Tot slot blijkt dat de verschillen toenamen tussen hoog- en laagopgeleide Turken in de kans op arbeidsongeschiktheid. Tabel 4 en figuur 6 laten dit zien. We zien, kortom, afnemende opleidingsverschillen voor diverse etnische groepen waar het gaat om de kans op werkzaamheid in het eigen huishouden. Voor Surinamers namen structurele verschillen tussen laag- en hoogopgeleiden in de kans op werkloosheid toe, en voor Turken in de kans op arbeidsongeschiktheid.

Conclusie

Ondanks allerlei maatschappelijke ontwikkelingen die zouden kunnen resulteren in een structureel verslechterende arbeidsmarktpositie van laagopgeleiden, toont recent onderzoek aan dat dit in Nederland niet het geval is (De Beer, 2006). In dit artikel stelden we de vraag of hetzelfde empirische beeld naar voren zou komen wanneer onderscheid zou worden gemaakt naar diverse vormen van inactiviteit (werkloosheid, arbeidsongeschiktheid en werkzaamheid in het eigen huishouden) en naar enkele sociale groepen (geslacht, leeftijd en etniciteit). Door datasets vanaf 1992 tot en met 2005 aan elkaar te koppelen, konden we middels trendanalyses nagaan in welke mate de verschillen in arbeidsmarktkansen tussen lager en hoger opgeleiden veranderden. In deze trendanalyse hielden we rekening met conjuncturele schommelingen in de vraag naar werk. In dit artikel is derhalve gepoogd om een verdiepend empirisch beeld te schetsen van een mogelijke toenemende economische tweedeling tussen lager en hoger opgeleiden.

De resultaten van de nog niet naar bevolkingsgroepen gespecificeerde analyses sluiten aan bij het heersende empirische beeld. Tussen 1992 en 2005 namen de verschillen tussen laagopgeleiden en hoogopgeleiden niet toe in de kans op (a) werkloosheid, (b) arbeidsongeschiktheid en (c) werkzaamheid in het eigen huishouden versus werkzaamheid. Voor de kans op arbeidsongeschiktheid namen de verschillen tussen laag- en hoogopgeleiden zelfs af. Wel blijken in tijden van laagconjunctuur ongediplomeerden vaker dan de overige opleidingsgroepen in het huishouden terecht te komen. Maar, op het hoogst geaggregeerde niveau zijn er geen structureel toenemende verschillen tussen laag- en hoogopgeleiden in hun positie op de arbeidsmarkt.

Voor specifieke bevolkingsgroepen vinden we wel veranderingen in de verschillen in arbeidsmarktpositie tussen laag- en hoogopgeleiden. Voor laagopgeleide vrouwen daalde de structurele kans op werkloosheid niet, terwijl dat voor hoogopgeleide vrouwen wel het geval was. Bovendien steeg voor hen de kans op arbeidsongeschiktheid sneller dan voor hoogopgeleide vrouwen, en daalde de kans op werkzaamheid in het huishouden minder snel. Voor mannen daarentegen duiden de ontwikkelingen geenszins op toenemende structurele verschillen in de arbeidsmarktpositie van respectievelijk laag- en hoogopgeleiden.

Ook onder etnische groepen vinden we veranderingen in de verschillen tussen opleidingscategorieën wat betreft hun arbeidsmarktpositie. Onder laagconjunctuur belanden laagopgeleide Antillianen bovengemiddeld vaak in werkloosheid en neemt de kans op werkzaamheid in het eigen huishouden meer dan gemiddeld toe onder laagopgeleide overige niet-westerse allochtonen. Voor mensen van Turkse, Marokkaanse, Surinaamse en Antilliaanse afkomst

nemen verschillen in de kans op werkzaamheid in het eigen huishouden af tussen laag- en hoogopgeleiden. Allicht mag worden verondersteld dat de toegenomen arbeidsparticipatie onder deze herkomstgroepen vooral op het conto komt van de laagopgeleiden. Voor Surinaamse mensen blijken verschillen tussen opleidingscategorieën wat betreft de kans op werkloosheid echter wel toe te nemen. Dit geldt bovendien eveneens voor de kans op arbeidsongeschiktheid voor Turken.

Al met al laten trends uitgesplitst naar vormen van inactiviteit en bevolkingsgroepen enkele structurele ontwikkelingen zien in de verschillen in arbeidsmarktpositie tussen laag- en hoogopgeleiden, sommige ten nadele en sommige ten gunste van de laagopgeleiden. Waar het gaat om ongunstige ontwikkelingen zijn het vooral de laagopgeleide vrouwen ouder dan 25 jaar en enkele laagopgeleide etnische groeperingen, die hun afstand op de arbeidsmarkt ten opzichte van de hoogopgeleiden hebben zien toenemen. De in de inleiding aangehaalde verklaringen bieden geen van alle pasklare antwoorden voor deze specifieke ontwikkelingen. Mogelijk zijn veranderingen in vraag en aanbod niet afdoende om ze te kunnen begrijpen, en spelen ook verschillen tussen lager en hoger opgeleiden een rol in hun normen over arbeidsdeelname van vrouwen, en reageren werkgevers verschillend op specifieke groepen laagopgeleiden – misschien als gevolg van ongunstige homogeniseringsprocessen in de samenstelling – wanneer ze voor de beslissing staan of ze hen wel of niet moeten aannemen. Waar het gaat om de daadwerkelijke empirische verklaring van (het ontbreken van) trends in opleidingsongelijkheid op de arbeidsmarkt, valt dan ook nog veel winst te boeken.

Noten

- 1 Dit artikel is gebaseerd op een voorstudie naar de positie en toekomst van lager opgeleiden in Nederland, die door het SCP zal worden gepubliceerd.
- 2 We kiezen om de trend te analyseren vanaf het jaar 1992, omdat we dan niet het probleem ondervinden van de trendbreuk zoals De Beer (2006) deze documenteerde. De analyses voor etniciteit zijn on site bij het CBS uitgevoerd, waar vanaf 1996 een volledig vergelijkbaar bestand aanwezig is met inbegrip van etnische herkomst. De bestanden voor 1996 waren niet geprepareerd, waardoor een trendanalyse met een eerder startpunt voorsnog niet haalbaar was.

Literatuur

- Arrow, K. (1973). Higher education as a filter. *Journal of Public Economics*, 2, 193-216.
- Autor, D.H., Katz, L.F. & Kearny, M.S. (2006). *The polarization of the U.S. labor market*. NBER Working Paper 11986. Cambridge (Mass.): National Bureau of Economic Research.
- Beer, P.T. de (2006). Perspectieven voor de laagopgeleiden. *Tijdschrift voor Arbeidsvraagstukken*, 22, 218-233.
- Berman, E., Bound, J. & Machin, S. (1998). Implications of skill-biased technological change: International evidence. *The Quarterly Journal of Economics*, 113, 1245-1279.
- Gautier, P.A., Berg, G.J. van den, Ours, J.C. van & Ridder, G. (2002). Worker turnover at the firm level and crowding out of lower educated workers. *European Economic Review*, 46, 523-538.
- Gesthuizen, M., Graaf, P.M. de & Kraaykamp, G. (2005). The changing family background of the low-educated in the Netherlands: Socio-economic, cultural, and socio-demographic resources. *European Sociological Review*, 21, 441-452.
- Gesthuizen, M. & Kraaykamp, G. (2002). Verbal ability of low-educated people in the Netherlands: The downside of educational expansion. *Netherlands' Journal of Social Sciences*, 38, 191-211.
- Gesthuizen, M. (2004). *The Life-Course of the Low-Educated in the Netherlands: Social and Economic Risks*. Nijmegen: Dissertatie vakgroep Sociologie/ICS.
- Gesthuizen, M. (2006). How socially committed are the Dutch low-educated? Historical trends, life-course changes, and two explanations for educational differences. *European Sociological Review*, 22, 91-105.
- Grip, A. de & Dijkman, S. (2004). Winnaars en verliezers op de arbeidsmarkt 1995-2000: naar een kenniseconomie? *Tijdschrift voor Arbeidsvraagstukken*, 20, 169-181.

- Groot, W. & Maassen van den Brink, H. (2000). Overeducation in the labor market: a meta-analysis. *Economics of Education Review*, 19, 149-158.
- Juhn, C., Murphy, K.M. & Pierce, B. (1993). Wage inequality and the rise in returns to skill. *Journal of Political Economy*, 101, 410-442.
- Ours, J.C. van & Ridder, G. (1995). Job matching and job competition: Are lower educated workers at the back of job queues? *European Economic Review*, 39, 1717-1731.
- Pollmann-Schult, M. (2005). Crowding-out of unskilled workers in the business cycle: Evidence from West Germany. *European Sociological Review*, 21, 467-480.
- Spitz-Oener, A. (2006). Technical change, job tasks, and rising educational demands: Looking outside the wage structure. *Journal of Labor Economics*, 24, 235-270.
- Solga, H. (2002) 'Stigmatization by negative selection': Explaining less-educated people's decreasing employment opportunities. *European Sociological Review*, 18, 159-178.
- Thurow, L. (1975). *Generating inequality*. New York: Basic Books.
- Wolbers, M.H.J., Graaf, P.M. de & Ultee, W.C. (2001). Trends in the occupational returns to educational credentials in the Dutch labor market: Changes in structures and in the association? *Acta Sociologica*, 44, 1: 5-19.
- Wolbers, M.H.J. (2000). The effects of level of education on mobility between employment and unemployment in the Netherlands. *European Sociological Review*, 16, 2: 185-200.
- WRR (2006). *De verzorgingsstaat herwogen. Over verzorgen, verzekeren, verheffen en verbinden*. Den Haag: Wetenschappelijke Raad voor het Regeringsbeleid.